

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ**

**CAROLINA CARVALHO ASSADE LELUDAK**

**SENSIBILIDADE DA TAXA DE CâMBIO ÀS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS:  
CASO BRASILEIRO ENTRE 1999 E 2014**

**CURITIBA**

**2015**

**CAROLINA CARVALHO ASSADE LELUDAK**

**SENSIBILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO ÀS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS:  
CASO BRASILEIRO ENTRE 1999 E 2014**

Monografia apresentada ao Curso de Ciências Econômicas, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientadora: Profa. Dra. Raquel Rangel de Meireles Guimarães

**CURITIBA**

**2015**

## **TERMO DE APROVAÇÃO**

**CAROLINA CARVALHO ASSADE LELUDAK**

### **SENSIBILIDADE DA TAXA DE CâMBIO ÀS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS: CASO BRASILEIRO ENTRE 1999 E 2014**

Monografia apresentada ao Curso de Ciências Econômicas, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientadora:       Profª. Dra. Raquel Rangel de Meireles Guimarães  
Departamento de Economia, UFPR.

Prof. Dr. Marcos Minoru Hasegawa  
Departamento de Economia, UFPR.

Profª. Mestre Dayane Rocha de Pauli  
Departamento de Economia, UFPR.

Curitiba, 02 de julho de 2015

Aos meus amados pais, que sempre  
acreditaram em mim e me deram forças  
para nunca desistir.

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço, em primeiro lugar, aos meus pais Marcos e Daniela, por acreditarem em mim e por incentivarem que eu desse o meu melhor sempre.

À minha orientadora Professora Dra. Raquel Guimarães, que com sua paciência e dedicação, fora do comum, colaborou muito para a realização desta monografia.

Aos Professores Dr. Marcos Hasegawa e a Mestre Dayane Rocha de Pauli, por suas críticas e sugestões preciosas.

Ao Victor, pela paciência e carinho de todos os dias.

Aos colegas da Renault, pelo apoio e sugestões.

Aos familiares, amigos e colegas da faculdade, que me acompanharam desde o começo, compartilharam comigo momentos incríveis, ensinamentos e sonhos, deixando esta jornada mais tranquila e divertida.

Em especial, à minha vó Noemia, que esteve presente em toda a minha trajetória e que deixou muitos ensinamentos para levar para o resto da vida.

.

“A mente que se abre a uma nova idéia  
jamais voltará ao seu tamanho original.”

(Albert Einstein)

## RESUMO

A discussão em torno da taxa de câmbio ganhou muita importância na economia internacional após a implementação do sistema de câmbio flutuante, ocorrida na maior parte do mundo. A partir da década de 80, quando as diversas taxas cambiais começaram a variar, estudiosos viram a necessidade de entender mais a fundo sua dinâmica, seu comportamento e seus determinantes. Por ser uma variável que impacta diversos aspectos da economia, muito trabalhos abordaram o tema com uso de teorias e modelos econométricos diversos. Sem que haja um consenso entre especialistas, persiste-se o desafio de mapear o seu comportamento em contextos de mudanças no cenário político e ambientes em crise. Neste trabalho apresento um estudo sobre a sensibilidade da taxa de câmbio R\$/USD no Brasil frente a variáveis macroeconômicas importantes: PIB nacional, oferta de moeda doméstica, taxa de juros internacional e taxa de inflação internacional. A amostra partiu de 1999, quando da introdução do regime cambial flutuante no país, e se estendeu até 2014. É uma pesquisa quantitativa, com uso de dados mensais e com a aplicação de modelos bivariados de séries de tempo. Os resultados revelam que existe uma relação entre as variáveis macroeconômicas utilizadas e a taxa de câmbio, onde a relação entre taxa de câmbio com PIB e taxa de inflação internacional foi a esperada conforme a literatura. Porém, a relação da taxa de câmbio com oferta de moeda e taxa de juros internacional apresentou sinal contrário do esperado pela regressão proposta por Cagan (1956).

**Palavras-chave:** taxa de câmbio, economia internacional, modelos de séries temporais.

## ABSTRACT

The discussion on exchange rates has gained much importance in the international economy after the implementation of the floating exchange rate system, which occurred in most part of the world. Starting from the 80s, when exchange rates began to vary, researchers tried to have a deep understanding of their dynamics, behavior and determinants. It is recognized that exchange rates impacts many aspects of the economy, therefore researches have been developed different theories and econometric models to explain their behavior. Yet, without reaching a consensus, it is still a challenge to map their behavior, especially in the context of political changes and crisis. In this paper, I present a study of the sensitivity of exchange rate R\$/USD in Brazil to some key macroeconomic variables: domestic GDP and money supply, international interest rate and inflation rate. The sample data started from 1999, when the floating exchange rate was implemented in Brazil, until 2014. This is a quantitative research, using monthly data and bivariate time series econometric analysis. The results show that there is a relationship between macroeconomic variables used and the exchange rate, where the relationship between exchange rate with GDP and international inflation rate was corroborated by the literature. However, the relationship between exchange rates and money supply and international interest rates had not shown the expected sign in the regression proposed by Cagan (1956).

**Keywords:** exchange rates, international economy, time series modelling.



## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

FIGURA 1 - COMPORTAMENTO DAS VARIÁVEIS EM LOGARITMO .....	29
FIGURA 2 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÁVEL OFERTA DE MOEDA EM TENDÊNCIA, SAZONALIDADE E COMPONENTE ALEATÓRIO.....	30
FIGURA 3 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÁVEL PIB EM TENDÊNCIA, SAZONALIDADE E COMPONENTE ALEATÓRIO .....	31
FIGURA 4 - AJUSTE SAZONAL DA VARIÁVEL PIB .....	31
FIGURA 5 - AJUSTE SAZONAL DA VARIÁVEL OFERTA DE MOEDA .....	32
FIGURA 6 – ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO.....	35
FIGURA 7 - DISTRIBUIÇÃO DAS DEFASAGENS NO MODELO DE DEFASAGEM DISTRIBUÍDA RACIONAL .....	38

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1: DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS .....	27
TABELA 2: RESULTADOS DO TESTE DE RAIZ UNITÁRIA.....	33
TABELA 3: RESULTADOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO.....	34
TABELA 4– RESULTADO DO MODELO DE DEFASAGEM DISTRIBUÍDA RACIONAL .....	36

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

PPC – Paridade de poder de compra

PIB – Produto interno bruto

MS – oferta de moeda

CPI – *Consumer price index*

EUA – Estados Unidos da América

TC – Taxa de câmbio

BCB – Banco Central do Brasil

FED – *Federal Reserve*

FMI – Fundo Monetário Internacional

PLP – Propensão de longo prazo

DD – *Difference in difference*

MCE – Modelo de correção de erros

VAR – Autorregressão vetorial

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO .....</b>	<b>13</b>
1.1	JUSTIFICATIVA.....	14
1.2	OBJETIVOS.....	15
1.2.1	Objetivo Geral.....	15
1.2.2	Objetivos Específicos .....	15
1.2.3	Estrutura .....	15
<b>2</b>	<b>REVISÃO BIBLIOGRÁFICA .....</b>	<b>16</b>
<b>3</b>	<b>METODOLOGIA.....</b>	<b>21</b>
3.1	ANÁLISE PRÉ-MODELAGEM.....	22
3.2	MODELO ECONOMETRICO.....	26
<b>4</b>	<b>RESULTADOS .....</b>	<b>27</b>
4.1	DADOS .....	27
4.2	ANÁLISE PRÉ-MODELAGEM.....	28
4.2.1	Tendência e Sazonalidade .....	28
4.2.2	Testes de raiz unitária .....	32
4.2.3	Testes de cointegração .....	33
4.3	MODELO ECONOMETRICO.....	35
4.3.1	A relação entre taxa de câmbio e PIB .....	38
4.3.2	A relação entre taxa de câmbio e oferta de moeda .....	39
4.3.3	A relação entre taxa de câmbio e juros internacionais .....	40
4.3.4	A relação entre taxa de câmbio e inflação internacional.....	41
<b>5</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS .....</b>	<b>42</b>
	<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>44</b>

## 1 INTRODUÇÃO

Após o término da Segunda Guerra Mundial, surgiu o sistema Bretton Woods, o qual consistia em acordos firmados entre países participantes do comércio internacional para manter a paridade das taxas de câmbio fixadas. Esses acordos foram firmados em 1944 e fixavam a paridade das moedas com o dólar americano e também com o ouro. Com essa paridade, havia oscilações pequenas e aceitáveis: caso um país possuísse taxa de inflação superior aos demais, haveria um aumento das importações e redução das exportações em virtude da perda da vantagem competitiva dos bens e serviços desse país, forçando uma depreciação da moeda perante o dólar. Para manter a fixação, a saída era o governo melhorar a balança de pagamentos através de políticas monetárias e fiscais recessivas para diminuir a demanda por importados e/ou adoção de políticas de substituição de importação, e incentivo à exportação. Esse sistema acabou por incentivar a austeridade fiscal e a aplicação de políticas rigorosas que certificassem que a taxa de inflação não iria disparar e afetar a balança comercial.

Com o processo inflacionário ocorrido nos Estados Unidos nos anos 60, devido ao aumento expressivo do valor do petróleo e pela dificuldade do governo americano em segurar preços e taxa de inflação, a manutenção da paridade fixa entre as moedas tornou-se insuportável, quando houve a queda da vantagem competitiva dos produtos americanos perante os competidores. Isso gerou déficits na balança dos Estados Unidos e que para voltar ao equilíbrio, os países deveriam concordar em mudar as paridades em relação ao dólar. Isso não foi possível, pois logo veio a crise de petróleo nos anos 1973 e 1974, onde os governos foram abandonando o sistema de paridade para adotarem políticas de combate à inflação e à recessão, que estavam presentes em diversos países. Diante esse cenário, em 1976, acordos foram selados para a implementação do sistema da taxa cambial flutuante.

Com a introdução do regime de câmbio flutuante, a taxa de câmbio passou a ser muito discutida pelos economistas que buscaram entender seus determinantes e comportamento. Porém, até os dias atuais, muitas questões não foram respondidas, o que torna difícil a previsão de seu comportamento. O debate em torno da taxa cambial passou a ser bem presente, pois ela impacta a economia como um todo,

tanto do ponto de vista macro quanto micro. É importante para estabelecer políticas monetárias adequadas, e também para as ações empresariais, onde gestores financeiros precisam entender e acompanhar o movimento da taxa de câmbio para implementar políticas eficazes de transações cambiais e ajustes de preços. Como essa variável é complexa em seus determinantes, esta monografia pretende acrescentar à literatura atual, propondo uma análise para o período recente brasileiro de 1999 à 2014.

As pesquisas nesta área para o Brasil se concentram no objetivo de entender os determinantes da taxa de câmbio, tanto no curto como no longo prazo, e encontrar modelos adequados que ajudem a prever seu comportamento no futuro. O período de análise é vasto, sendo a sua maioria partindo de 1971 até os anos de 1995 a 2006. A maioria delas parte de referencial teórico básico, como da *teoria de paridade de poder de compra*, a *teoria da paridade de juros descoberta* e a *teoria relativa de produtividade*, com o intuito de testar a importância das variáveis como PIB, Inflação, taxa de juros e oferta de moeda, sobre a taxa cambial.

Este trabalho pretende analisar se algumas das variáveis tradicionalmente empregadas na literatura impactam a taxa de câmbio R\$/US\$ nos dias atuais. Será utilizado para essa análise um modelo de séries temporal bivariado com distribuição de defasagens racional.

## 1.1 JUSTIFICATIVA

Existem estudos que avaliam os determinantes da taxa de câmbio para o caso brasileiro. Rossi (1991), por exemplo, utiliza testes empíricos da teoria do poder de paridade de compra e teoria de juros descoberta de 1980 a 1988. Cubaiano (2007) testa a mesma teoria utilizando dados de 1995 a 2006. A literatura, contudo, não aborda os períodos mais recentes. Por ser uma variável que possui muita oscilação, o estudo da taxa de câmbio é complexo, e, portanto, ainda é necessário estudá-la e mapeá-la, pois ela impacta diversos aspectos econômicos, como política monetária, ações de gestão empresarial, nível de investimento do país, comércio, entre outros. A taxa de câmbio está presente nas maiores

discussões em economia, sendo muito tratada e analisada por bancos, empresas e governos.

## 1.2 OBJETIVOS

### 1.2.1 Objetivo Geral

O objetivo desta pesquisa é analisar a sensibilidade de variáveis macroeconômicas, que são: taxa de juros, taxa de inflação, PIB e moeda, tanto do país local como do país estrangeiro, sobre a taxa cambial R\$/US\$ no Brasil no período 1999 a 2014.

### 1.2.2 Objetivos Específicos

A questão de pesquisa é medir qual a variação esperada da taxa de câmbio R\$/US\$ no Brasil quando há mudanças nas variáveis macroeconômicas PIB, oferta de moeda, taxa de inflação internacional e taxa de juros externa. Para isso, é necessário apontar as teorias de determinação de taxa de câmbio, para servir como base na escolha e apresentação do modelo econométrico a ser utilizado, e por fim apresentar resultados que sejam informativos para o caso brasileiro.

### 1.2.3 Estrutura

Por se tratar de um estudo sobre a sensibilidade da taxa de câmbio R\$/US\$ a diferentes variáveis macroeconômicas, a estratégia empírica consiste na modelagem de séries temporais bivariadas, em que um modelo de Defasagem Distribuída Infinita (DDI) relaciona a taxa de câmbio R\$/US\$ a todos os valores atuais e passados das variáveis explicativas, duas a duas. Este modelo tem sido útil em análises empíricas, que são facilmente estimados via mínimos quadrados ordinários.

Após esta breve introdução, a divisão do trabalho será feita em cinco capítulos, além desta introdução. No capítulo 2 realizamos uma análise da literatura sobre as teorias de determinação da taxa de câmbio. No capítulo 3 apresentamos a metodologia econométrica usada, bem como testes que serão utilizados. Posteriormente, no capítulo 4 os resultados serão expostos e por fim, no capítulo 5, faremos as considerações finais deste estudo.

## **2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA**

Para abordar as teorias sobre taxa de câmbio, é necessário introduzir o conceito de comércio internacional. A visão que prevalecia nos séculos XVII e XVIII foi a de Adam Smith, que defendia o comércio entre países como mercantilista. Essa visão mostrava que para um país ser rico era necessário exportar mais metais preciosos do que importar, ou seja, quanto mais entrada de metais preciosos, mais a nação era rica, contribuindo para o superávit comercial. Como nem todas as nações conseguiam obter superávit ao mesmo tempo, concluiu-se que elas estariam sempre em conflito em busca de seus próprios interesses. Neste caso o papel do governo seria estimular as exportações e impedir as importações.

Posteriormente, para mostrar que os países faziam comércio para ambos obterem ganhos, Adam Smith apresentou a teoria das vantagens absolutas, nas quais cada país mostra ser mais eficiente na produção de um bem específico e se especializam nesse item. Assim, cada país mostra uma vantagem absoluta em um bem e faz com que países troquem mercadorias. Segundo Dominick Salvatore (1998), “o país produz apenas a mercadoria que pode produzir com maior eficiência e depois troca parte de sua produção por outra mercadoria que necessite”.

Essa teoria explicou uma pequena parte do comércio mundial da época e mostra uma visão mais geral sobre essa atividade. Já David Ricardo, mostrou que o comércio entre países acontece através da lei das vantagens comparativas. Em 1817, o filósofo coloca essa lei em questão, tornando-se uma das mais importantes para se entender os fluxos internacionais. Para ele, uma nação pode ser menos eficiente do que outra na produção de um determinado bem, conforme também apontado pelo Adam Smith, porém acredita que há uma base mútua para que o



comércio ocorra. O país deve se especializar na produção e exportação do bem em que possui desvantagem absoluta menor, sendo este o bem em que possui vantagem comparativa, e deve importar o bem que sua desvantagem absoluta seja maior, ou seja, no bem em que possui desvantagem comparativa. Se uma nação possui desvantagem comparativa na produção de diversos bens e não se especializa em nenhum item para exportação, a moeda passa a ser a base para o comércio ser benéfico para todos. Essa teoria fundamenta-se em livre comércio, mobilidade perfeita de mão de obra, custos de produção constantes e ausência de qualquer barreira ao comércio. Como cada país trabalha com uma moeda particular, surge a taxa de câmbio, como meio monetário de facilitar e maximizar o comércio entre os países.

A taxa de câmbio pode ser definida como o preço da moeda doméstica de uma unidade da moeda estrangeira. As taxas cambiais entre países são mantidas igualadas através do conceito de arbitragem. Este trata do ato de comprar moeda em um país em que for mais barata e vender em um país onde seja mais cara, para assim obter lucro na transação. A taxa cambial entre diversos países é definida pela taxa cruzada, a qual é estabelecida uma taxa de câmbio entre um par de moedas com relação ao dólar, por exemplo, e facilita na conversão para as demais moedas. A demanda por moeda em países onde ela é mais barata aumenta a oferta da moeda em países onde ela é mais cara, portanto isso retira a taxa de câmbio cruzada, igualando cada par de moedas, transformando taxas consistentes e iguais em um único mercado.

Uma das primeiras teorias que explicam a determinação de taxas de câmbio é a *teoria da paridade de poder de compra* (PPC). Esta utiliza também a abordagem de arbitragem internacional, onde os preços de bens idênticos entre países são igualadas, diante um mercado competitivo e ausente de barreiras comerciais. Essa teoria apresenta duas versões, uma versão absoluta e outra relativa. A versão absoluta mostra que a taxa de câmbio de equilíbrio entre duas moedas é igual a relação dos níveis de preços dos dois países. Conforme exposto por Baumann (2004), A EQUAÇÃO 1 mostra essa relação:

$$R = \frac{P}{P_*} \quad (1)$$

Onde,  $R$  é a taxa de câmbio,  $P$  e  $P^*$  seria o preço do país doméstico e preço do país estrangeiro, respectivamente. Vigora a lei do preço único, ou seja, um mesmo bem possui mesmo preço no país de origem e no país estrangeiro. Portanto, essa teoria absoluta não é aplicável para bens e serviços não comercializáveis, pois, por exemplo, para as mercadorias existem os custos de transporte. A visão absoluta consegue igualar a taxa cambial para bens e serviços comercializados, mas não consegue levar em consideração os não comercializáveis, e ainda não considera os custos de transporte e barreiras ao comércio.

Surge então a visão relativa da teoria, a qual mostra que a mudança da taxa de câmbio é proporcional a variação relativa dos níveis de preços para o mesmo período, expresso na EQUAÇÃO 2.

$$\Delta \log E = \Delta \log P - \Delta \log P^* \quad (2)$$

No final de 1960, surge uma abordagem monetarista para determinar a taxa de câmbio. Esta considera a balança de pagamentos como um fenômeno monetário e que a taxa cambial tem um papel importantíssimo no longo prazo. Para um regime de câmbio flutuante, os desequilíbrios da balança de pagamentos são ajustados pelas alterações da taxa de câmbio, sem fluxo internacional de moeda e/ou reservas. O país passa a ter controle sobre a emissão e oferta de moeda e a implementação de políticas monetárias.

Diferentemente de um regime de taxa fixa, o equilíbrio da balança de pagamentos para taxa de câmbio flutuante é atingido pela alteração da taxa cambial, com o controle da oferta de moeda e das políticas monetárias, sem a saída de fluxo internacional de moeda e de reservas. Conforme visto em Krugman e Obstfeld (2005), a determinação da taxa de câmbio pela visão monetarista, tomando como base a PPC e a EQUAÇÃO 1, é expressa a partir da EQUAÇÃO 3.

$$M_d = kPY \quad (3)$$

e EQUAÇÃO 4:

$$M_d^* = k^*P^*Y^* \quad (4)$$

Onde  $k$  mostra a proporção de saldos nominais de moeda nacional em relação à renda nacional do país estrangeiro,  $P$  é o nível de preços domésticos,  $Y$  é o produto real nacional. Variáveis com símbolo de asterisco referem-se ao país estrangeiro. Para se atingir o equilíbrio, a demanda de moeda ( $M_d$ ) deve ser igual à oferta de moeda ( $M_s$ ), tanto no país doméstico como o estrangeiro, então temos como EQUAÇÃO 5 e 6:

$$M_d = M_s \quad (5)$$

$$M_d^* = M_s^* \quad (6)$$

Deve-se substituir  $M_s$  por  $M_d$  e  $M_s^*$  por  $M_d^*$  na EQUAÇÃO 3, dividindo o país estrangeiro pelo nacional, expresso na EQUAÇÃO 7.

$$\frac{M_s^*}{M_s} = \frac{k^* P^* Y^*}{k P Y} \quad (7)$$

Com a divisão por  $P^*/P$  e  $M_s^*/M_s$  de ambos os lados da EQUAÇÃO 5, temos como EQUAÇÃO 8:

$$\frac{P}{P^*} = \frac{M_s k^* Y^*}{M_s^* k P Y} \quad (8)$$

Já que a razão  $P / P^*$  é igual a  $R$ , temos a EQUAÇÃO 9:

$$R = \frac{M_s k^* Y^*}{M_s^* k P Y} \quad (9)$$

Relembramos que variáveis com asterisco representam o país internacional e as variáveis sem asterisco são do país doméstico, devemos considerar que  $k$  e  $Y$  são constantes e  $R$  também será constante com  $M_s$  e  $M_s^*$  inalterados.

Como a taxa de câmbio não depende somente do crescimento relativo da oferta de moeda e da renda real do país, segundo Dominick Salvatore (2007), as expectativas quanto à inflação e taxa de juros impactam o comportamento da taxa cambial. Neste ponto entra em questão a teoria da arbitragem de juros descoberta, a qual apresenta que as transferências para o exterior ocorrem em busca de maiores taxas de juros, quando há a conversão da moeda doméstica para a moeda

estrangeira em busca de investimentos mais rentáveis. Nessa conversão, em busca de taxa de juros maiores, o diferencial dos juros entre os países será igual à variação na taxa de câmbio entre os mesmos países, existindo um risco adicional (EA) pelo fato de ser a taxa de juros maior ou menor. Isto é representado por  $i - i^* = EA$ .

Para essas teorias, é importante distinguir a diferença entre taxa de câmbio nominal e real. A primeira trata-se do preço de moeda estrangeiro em unidade de moeda doméstica, sendo usado em países como Brasil e Estados Unidos. A relação das moedas nesse caso é moeda externa sobre moeda interna. Já a taxa real, é o preço relativo medido pela razão dos preços de bens internacionais sobre os domésticos, sendo importante para análise de fluxo comercial e competitividade do país. Neste trabalho será usada a taxa de câmbio nominal, a qual é a usada no Brasil e por ser a taxa em que autoridade política possui controle quando se olha oscilações.

Na literatura que aborda os determinantes da taxa de câmbio, um dos trabalhos mais importantes e de grande destaque é o de Meese e Rogoff (1983, citado por Simone Cuiabano, 2007), que considera a taxa de câmbio como um passeio aleatório, ou seja, a variável caminha de forma aleatória no espaço de tempo. Com o uso de modelos de séries temporais multivariados, usaram uma equação geral para a determinação do câmbio:

$$S = \alpha_0 + \alpha_1(m - m^*) + \alpha_2(y - y^*) + \alpha_3(rs - rs^*) + \alpha_4(\pi - \pi^*) + \alpha_5TB + \alpha_6TB^* + \varepsilon \quad (10)$$

Onde  $S$  é o logaritmo do preço em dólares da moeda,  $(m - m^*)$  é o logaritmo da razão entre oferta de moeda do país doméstico em relação à estrangeira;  $(y - y^*)$  é o logaritmo da razão da renda real do país doméstico em relação à estrangeira,  $(\pi - \pi^*)$  é o diferencial da inflação entre os dois países,  $TB$  e  $TB^*$  denotam as balanças comerciais nos dois países e  $\varepsilon$  seria o erro.

A partir do exposto em Cuiabano (2007), e utilizando o modelo de Cagan com expectativas adaptativas, a função câmbio se aproxima da seguinte equação:

$$e_t = \alpha m_t - \phi Y_t + n i_t^* - \beta p_t^* + \varepsilon \quad (11)$$

A equação mostra uma relação positiva entre oferta de moeda  $m_t$  e a taxa de câmbio  $e_t$ , dado que  $\alpha > 0$ . Segundo Mundell<sup>1</sup> (1963, citado por Richard Froyen, 2009), uma expansão monetária faz com que aumente a renda e conseqüentemente os preços domésticos. Com isso, a demanda por produtos importados aumenta assim como a demanda por moeda estrangeira. Assim a taxa de câmbio doméstica sobe, causando uma desvalorização. Por sua vez, a equação prevê uma relação negativa entre câmbio  $e_t$  e renda  $Y_t$ , ou seja, uma diminuição na renda gera menor demanda por moeda, e os preços domésticos caem gerando uma valorização da moeda doméstica. Além disso, os juros internacionais  $i_t$  \* possuem uma relação positiva com a taxa de câmbio  $e_t$ , visto que quando há elevação da taxa de juros internacional, os investidores procuram mais rentabilidade em seus ativos, portanto aumenta a demanda por moeda estrangeira. Isso leva a uma desvalorização da moeda doméstica. Os preços internacionais  $p_t$  \* também impactam a taxa de câmbio de forma negativa, com preços internacionais maiores, diminui a demanda por produtos importados. Isso ocasiona a demanda por produtos domésticos e por moeda doméstica, o que gera a uma diminuição da taxa cambial nacional, valorizando-a.

Sendo a relação do câmbio com essas variáveis de grande complexidade, e ainda considerando que este é um tema de grande discussão no âmbito da economia, este estudo busca contribuir com a literatura testando-se a sensibilidade da taxa de câmbio R\$/USD às variáveis domésticas (PIB e oferta de moeda) e às variáveis internacionais (taxa de juros e inflação).

### 3 METODOLOGIA

Como a taxa de câmbio e seus principais determinantes são variáveis que assumem diferentes valores ao longo do tempo, utilizamos *métodos econométricos bivariados de séries temporais* para a análise. O trabalho irá contrapor a variável dependente, a taxa de câmbio (TC), vis-a-vis cada uma das seguintes variáveis

---

<sup>1</sup> MUNDELL, R. **Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates.** Canadian Journal of Economics and Political Science, 29. P.475-485, 1963.

explicativas, em modelos independentes: oferta de moeda (MS), renda (PIB), inflação internacional (CPI\_EUA) e taxa de juros internacional (JUROS\_EUA). Assim, considere, por exemplo,  $f(TC_t; PIB_t): t = \dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots$ , um processo de série temporal bivariado. Gostaríamos de verificar a relação entre essas duas séries de tempo.

### 3.1 ANÁLISE PRÉ-MODELAGEM

O primeiro passo na análise de séries temporais bivariadas é verificar se as mesmas possuem uma *tendência comum*. Isto indica o lento comportamento de longo prazo da série observada e a velocidade de sua evolução. Muitas séries econômicas apresentam uma tendência crescente ou decrescente comum ao longo do tempo, podendo ser estocástica ou determinística.

Segundo Gurajati (2012), quando a tendência de uma série temporal é uma função determinística de tempo, é chamada de tendência determinística. Os desvios desse componente são puramente aleatório e terminam rapidamente ao longo do tempo. A tendência estocástica não é previsível e possui um componente aleatório, que afeta o comportamento da série no decorrer do tempo.

Desta maneira, é preciso incorporar essa tendência à análise para permitir a análise causal com base em duas séries de tempo, caso contrário, pode-se inferir uma correlação espúria. O segundo passo consiste em verificar, para dados mensais ou trimestrais, se as séries apresentam *sazonalidade*. Neste caso, estes padrões sazonais devem ser modelados ou removidos da série para a modelagem.

O terceiro passo para o tratamento de séries temporais pré-modelagem é detectar se as séries são *estacionárias*. De acordo com Wooldridge (2011), um processo de série temporal estacionário é aquele cujas distribuições de probabilidade são estáveis no tempo. Contudo, para efeitos de estimações, é suficiente o conceito de *estacionariedade fraca* (ou *estacionariedade em covariância*), em que, para uma série temporal  $Y_t$ , valem as seguintes propriedades:

1.  $E(Y_t) = \mu = \text{constante}$
2.  $Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 = \text{constante}$

Portanto, a estacionariedade em covariância foca somente em dois momentos do processo estocástico: a média e a variância do processo são constantes no tempo e a covariância entre  $x_t$  e  $x_{t+h}$  depende somente da distância  $h$  entre os termos. Desta maneira, diz-se que uma série estacionária é  $I(0)$ .

Contudo, a maioria das séries econômicas são não-estacionárias, ou seja, possuem média e variância que podem variar ao longo do tempo, separadamente ou em conjunto. Um exemplo clássico é o modelo de passeio aleatório, que serve como exemplo para o comportamento dos preços de ações e taxa de câmbio. Isso significa que o comportamento da variável é aleatório quando a média é zero. Há dois tipos de passeio aleatório: sem deslocamento e com deslocamento.

Passeio aleatório sem deslocamento considera o termo erro  $\mu_t$  como um ruído branco. Segundo Gujarati (2012), entende-se como ruído branco uma sequência de choques puramente aleatórios, de média zero e variância constante e não correlacionado. Temos a série  $Y_t$  conforme EQUAÇÃO 12:

$$Y_t = Y_{t-1} + \mu_t \quad (12)$$

A EQUAÇÃO 12 significa que a série  $Y$  no tempo  $t$  é igual ao seu valor no passado  $Y_{t-1}$  mais um choque aleatório representado por  $\mu_t$ . Trata-se de um modelo autoregressivo de ordem um – AR(1). Sendo assim temos para  $t = 1, 2$  e  $3$ , nas EQUAÇÕES 13 e 14:

$$Y_1 = Y_0 + \mu_1 \quad (13)$$

$$Y_2 = Y_1 + \mu_2 \quad (14)$$

Substituindo 13 em 14, temos como EQUAÇÃO 15:

$$Y_2 = Y_0 + \mu_1 + \mu_2 \quad (15)$$

Substituindo 15 em 14:

$$Y_3 = Y_0 + \mu_1 + \mu_2 + \mu_3 \quad (16)$$

Ou seja, para  $t=0$  temos:

$$Y_t = Y_0 + \sum \mu_t \quad (17)$$

Com a Variância igual a:

$$Var(Y_t) = t \cdot \sigma^2$$

Conforme apontado por Gujarati (2012), à medida que  $t$  aumenta, a variância da série também irá aumentar infinitamente, o que viola a condição de estacionariedade das séries temporais. Uma característica do passeio aleatório sem deslocamento é a persistência de choques aleatórios. Se um choque aleatório aumenta em 2 unidades,  $Y$  irá aumentar 2 unidades a mais, ou seja, o choque não desaparece e mostra que o passeio aleatório possui *memória infinita*. O termo  $\sum \mu_t$  está relacionado a uma tendência estocástica.

Outro passeio aleatório é o com deslocamento, o qual possui um termo conhecido como *parâmetro de deslocamento* ( $\delta$ ), conforme abaixo. Este está relacionado a uma tendência determinística, a qual possui desvios totalmente aleatórios e terminam rapidamente, não contribuindo para o comportamento do longo prazo da série.

$$Y_t = \delta + Y_{t-1} + \mu_t \quad (18)$$

Um caso especial do modelo de passeio aleatório é *processo de raiz unitária*, representado pela EQUAÇÃO 19:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t \quad (19)$$

Onde  $\rho$  pode variar de -1 a 1. Quando  $\rho = 1$  tem-se o modelo de passeio aleatório sem deslocamento, ou seja, é uma situação de não-estacionariedade, o problema da raiz unitária. Se  $\rho$  em seu valor absoluto for menor que um, a série  $Y_t$  é estacionária.

Portanto, é importante identificar quando uma série possui raiz unitária ou não, para que o pressuposto de estacionariedade seja atendido. Para isso vamos utilizar o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller. Não podemos estimar  $\rho$  via o teste de hipóteses clássico, que assume uma distribuição  $t$ , pois há evidências que a estatística  $t$  não possui uma distribuição assintótica normal em casos de raiz unitária.



Para isso, temos uma equação transformada para conduzir o teste, conforme EQUAÇÃO 20:

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \mu_t \\ Y_t - Y_{t-1} &= (\rho - 1)Y_{t-1} + \mu_t \\ \Delta Y_t &= \delta Y_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (20)$$

Onde  $\delta = (\rho - 1)$  e  $\Delta$  é o operador de primeira diferença.

A inferência na equação acima é realizada da seguinte forma: a hipótese nula  $H_0$  é  $\delta = 0$ , onde  $\rho = 1$ , em que há raiz unitária; já a hipótese alternativa  $H_1$  é  $\delta < 0$ . Para a estimação, devemos tomar as primeiras diferenças de  $Y_t$ , fazer a regressão de  $Y_t$  sobre  $Y_{t-1}$  e verificar se o coeficiente  $\delta$  é igual ou diferente de zero. Como não é apropriado utilizar o teste  $t$ , utiliza-se a estatística  $\tau$  de Dickey-Fuller. O teste de Dickey-Fuller aumentado, por sua vez, consiste em estimar a regressão abaixo, onde, segundo Fuller<sup>2</sup>, é incorporado valores defasados da variável dependente  $\Delta Y_t$ , e erros  $u_t$  correlacionados (1976, citado por Gujarati, 2012).

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (21)$$

O termo  $\sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i}$  trata o erro correlacionado. O número de termos de diferenças defasados a serem incluídos pode ser determinado pelo próprio software estatístico, para que o termo erro seja serialmente não correlacionado. Após o cálculo da estatística de teste, se aceitamos  $H_0$ , dizemos que a série é  $I(1)$  e que há evidência a favor de raiz unitária.

Um fenômeno que pode ocorrer na modelagem bivariada de séries temporais  $I(1)$  é a chamada *regressão espúria*: pode-se demonstrar que uma regressão simples envolvendo duas variáveis  $I(1)$  irá resultar em estatística  $t$  significativa e em um  $R^2$  alto com grande probabilidade, ainda que as duas séries sejam independentes (GRANGER; NEWBOLD, 1974), ou seja, uma relação sem sentido.

Desta maneira, se concluímos que séries de interesse possuem raiz unitária, e antes de proceder com o modelo econométrico, precisamos verificar se há uma relação de longo prazo entre as variáveis por meio de um *teste de cointegração*.

---

<sup>2</sup> FULLER W.A. **Introduction to statistical time series**. John Wiley and Sons, Nova York, 1976.

Engle e Granger (1987) introduziram esse conceito e mostraram que a análise de regressão com séries  $I(1)$  pode ser factível. Isso nos diz que, para duas séries não estacionárias  $I(1)$   $Y_t$  e  $X_t$ , a combinação linear das mesmas  $Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t$  pode ser estacionária  $I(0)$ . Uma relação de longo prazo estável entre as variáveis será confirmada quando o resíduo  $u_t$  for estacionário, ou seja,  $I(0)$ . De forma análoga ao método de Dickey-Fuller para o teste de raiz unitária, o teste de cointegração de Engle e Granger consiste em estimar a regressão das variáveis em nível, obter resíduos baseados no suposto parâmetro de cointegração  $\beta$  ( $\hat{u}_t$ ), calcular a primeira diferença nesses resíduos ( $\Delta \hat{u}_t$ ) e rodar um modelo de regressão desta variável sobre os resíduos defasados em uma unidade de tempo ( $\Delta \hat{u}_t = \alpha + \beta \hat{u}_{t-1}$ ). Por fim, verificar se a estatística  $t$  para  $\hat{\beta}$  é inferior ao valor crítico tabelado por Dickey-Fuller. Se isso ocorre, então o temos evidência de cointegração entre as séries.

### 3.2 MODELO ECONOMETRICO

Após a análise inicial das séries temporais em termos de sua tendência, sazonalidade, raiz unitária e cointegração, procede-se com a escolha do modelo econométrico apropriado. Relembrando, o objetivo deste estudo é verificar a sensibilidade da taxa de câmbio (variável dependente) a cada uma das variáveis macroeconômicas (variáveis explicativas), através de um modelo de série temporal bivariado. Conforme exposto por Gujarati (2011), é possível que o impacto da variável  $X$  sobre a variável dependente  $Y$  seja imediato, ou seja, que  $Y$  responda a  $X$  após certo período de tempo. Esse fenômeno é chamado de *defasagem*, e acontece devido a duas razões essenciais: *fatores psicológicos*, pelos agentes econômicos não mudarem rapidamente seus hábitos e expectativas; e *fatores tecnológicos*, pela presença de conhecimento imperfeito entre agentes.

Se o pesquisador conhece o número de defasagens entre as séries com base na literatura, e supondo-se a estacionariedade fraca nas séries, podemos especificar um modelo estático ou um modelo de defasagem distribuída finita. Quando a literatura não é consensual acerca do número de defasagens na relação entre  $X$  e  $Y$ , e também quando supõe-se estacionariedade fraca, os modelos de defasagem

distribuída infinita são apropriados. Se as séries são não-estacionárias,  $I(1)$ , mas são cointegradas, então o Modelo de Correção de Erros é recomendável.

Conforme resultados dos testes de raiz unitária e cointegração, nas seções 4.2.2. e 4.2.3., o modelo escolhido para esta monografia foi o de defasagem distribuída infinita.

## 4 RESULTADOS

### 4.1 DADOS

Utilizamos dados mensais entre janeiro de 1999, o ano de implementação do câmbio flutuante, até Outubro de 2014, resultando em uma amostra de 192 observações mensais. As variáveis usadas neste estudo estão expostas na TABELA 1.

TABELA 1: DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

Variável	Nível	Descrição	Fonte
Período		Período de referência do banco de dados - Mensal	
TC	Brasil	Taxa de câmbio R\$/US\$ comercial venda média	Banco Central do Brasil
PIB	Brasil	Produto Interno Bruto em milhões de dólares	IPEADATA
MS	Brasil	Oferta monetária M0 (moeda emitida e reservas bancárias) – média mensal dos dias úteis	Banco Central do Brasil
JUROS_EUA	Estados Unidos	Taxa de juros básica em % ao ano	Federal Reserve
CPI_EUA	Estados Unidos	Índice de preços ao consumidor	Fundo Monetário Internacional

Fonte: Elaboração própria com base no BCB, Ipeadata, FED e FMI.

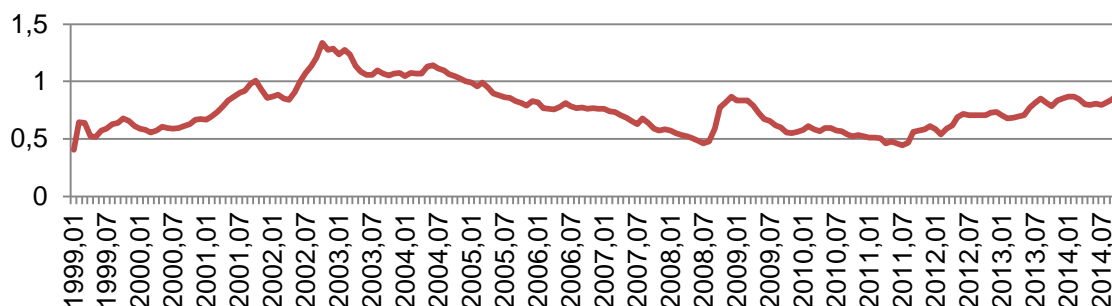
## 4.2 ANÁLISE PRÉ-MODELAGEM

### 4.2.1 Tendência e Sazonalidade

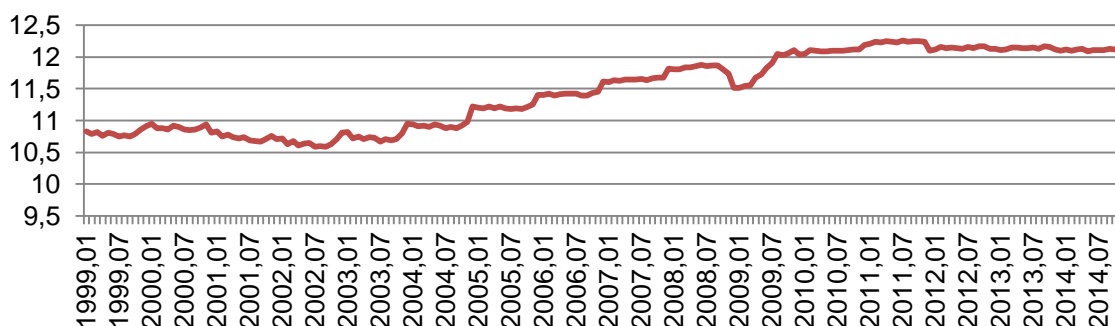
Para a análise econométrica, todas as variáveis foram transformadas para o seu logaritmo natural. Segundo Michener (2003), o uso de séries econômicas em logaritmo é preferível, pois o crescimento da série passa a ser uma função linear do tempo, o que estabiliza sua variância.

Tendo transformado as séries para seu logaritmo, é essencial verificar o comportamento gráfico das séries de interesse. A FIGURA 1 ilustra as séries: (a) Taxa de Câmbio; (b) PIB; (c) Oferta de Moeda MS; (d) Taxa de Juros dos EUA; (e) Taxa de Inflação dos EUA. Conforme observado nos gráficos, podemos identificar a presença de tendência em todas as variáveis, sendo ela crescente ou decrescente, e que nenhuma das variáveis converge para o valor zero. Esta caracterização será importante para a especificação dos testes apropriados, conforme se verá a seguir.

(a) Taxa de câmbio



(b) PIB em milhões dólares



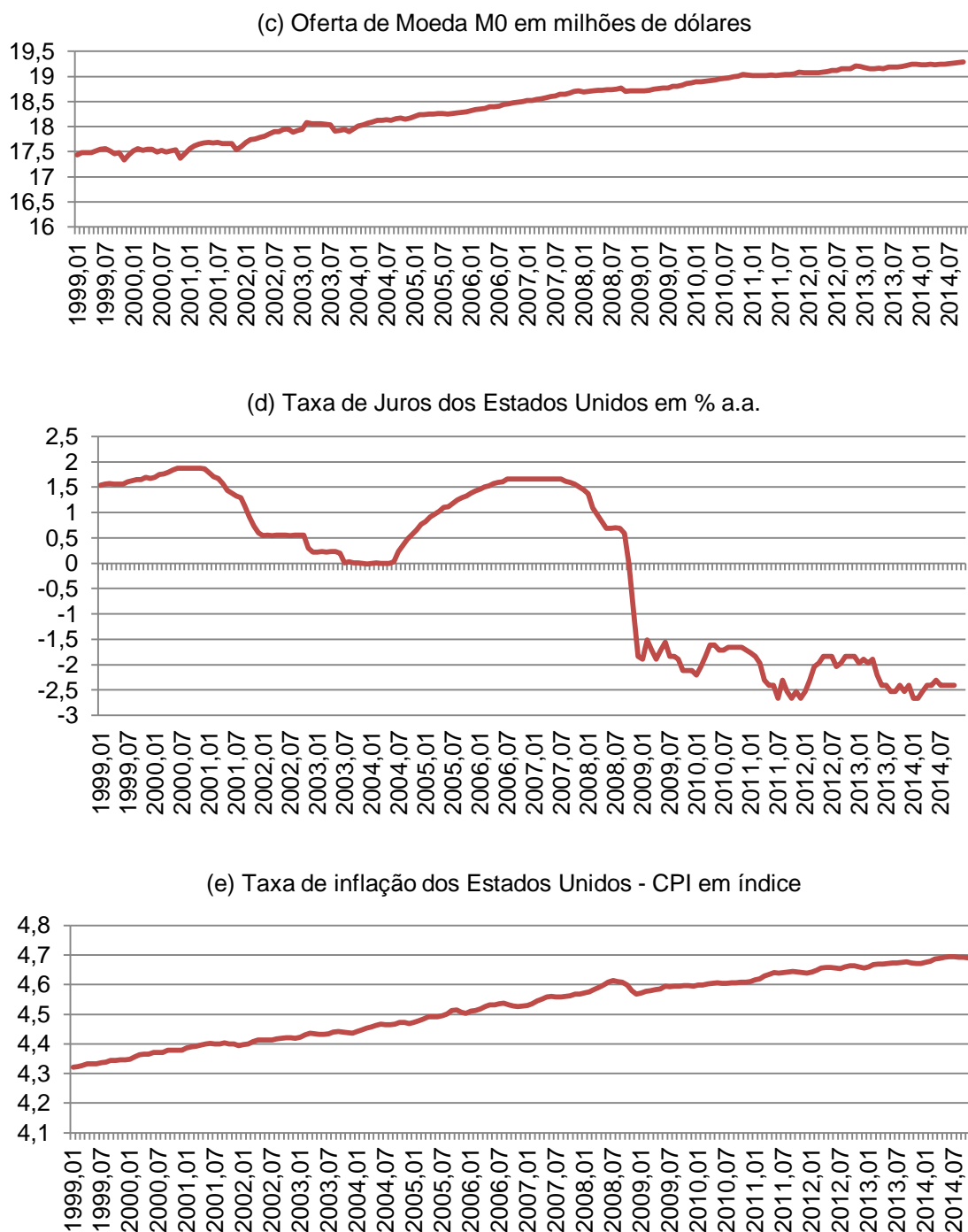


FIGURA 1 - COMPORTAMENTO DAS VARIÁVEIS EM LOGARITMO

FONTE: Elaboração própria a partir do banco de dados do BCB, Ipeadata, FED e FMI.

Conforme Wooldridge (2010), para séries de intervalos mensais há grandes chances de que as séries econômicas exibam sazonalidade, que está relacionada, por exemplo, à meses nos quais a economia encontra-se mais ou menos dinâmica. Para o teste da sazonalidade das séries, utilizou-se a função *decompose* do software R (R CORE TEAM, 2015). Este realiza uma decomposição sazonal clássica por médias móveis, supondo um componente sazonal aditivo. Os resultados

revelaram a presença de um componente sazonal para as séries PIB e oferta monetária, as quais foram, em seguida, decompostas em seus componentes de tendência, sazonalidade e flutuações aleatórias. Os resultados estão apresentados nas FIGURAS 2 e 3. Cada figura é dividida em quatro quadros. O primeiro quadro chamado de *observed* mostra o comportamento da série original (em logaritmo). O segundo é o *trend* que indica o componente de tendência da série, que neste caso tanto para a MS e PIB é uma tendência crescente. Já o terceiro quadro *seasonal* é o de interesse quando se quer observar a sazonalidade. Em ambas variáveis observadas, há evidência de componente sazonal, o qual mostra que há comportamentos que se repetem durante o período de tempo específico. O quarto quadro apresenta o componente aleatório da série.

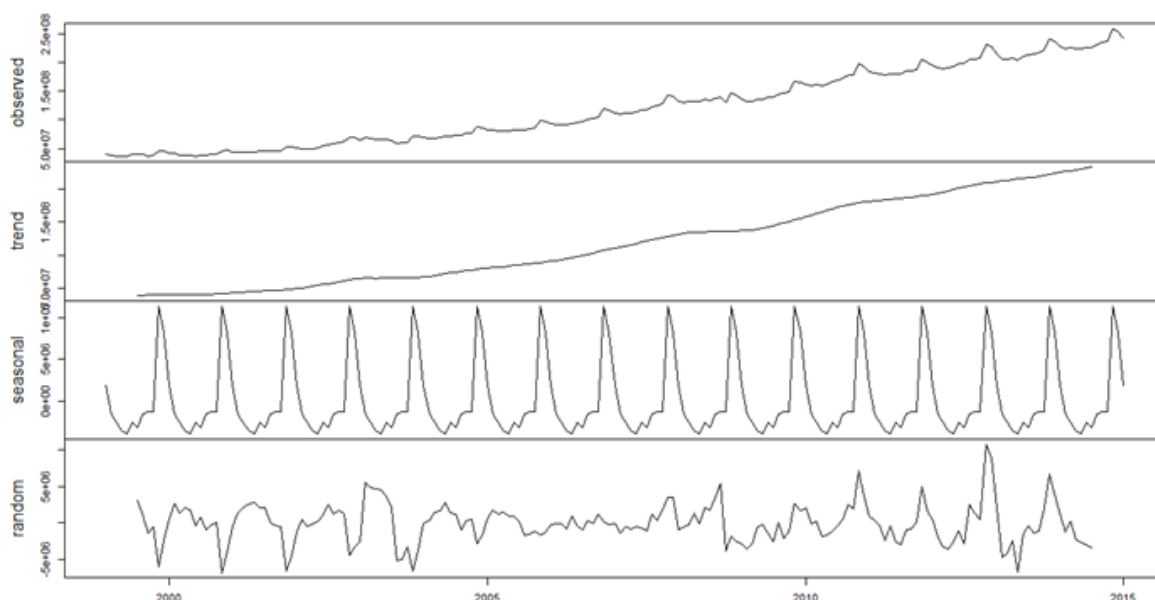


FIGURA 2 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÁVEL OFERTA DE MOEDA EM TENDÊNCIA, SAZONALIDADE E COMPONENTE ALEATÓRIO

FONTE: Elaboração própria no software R a partir do Banco Central do Brasil.

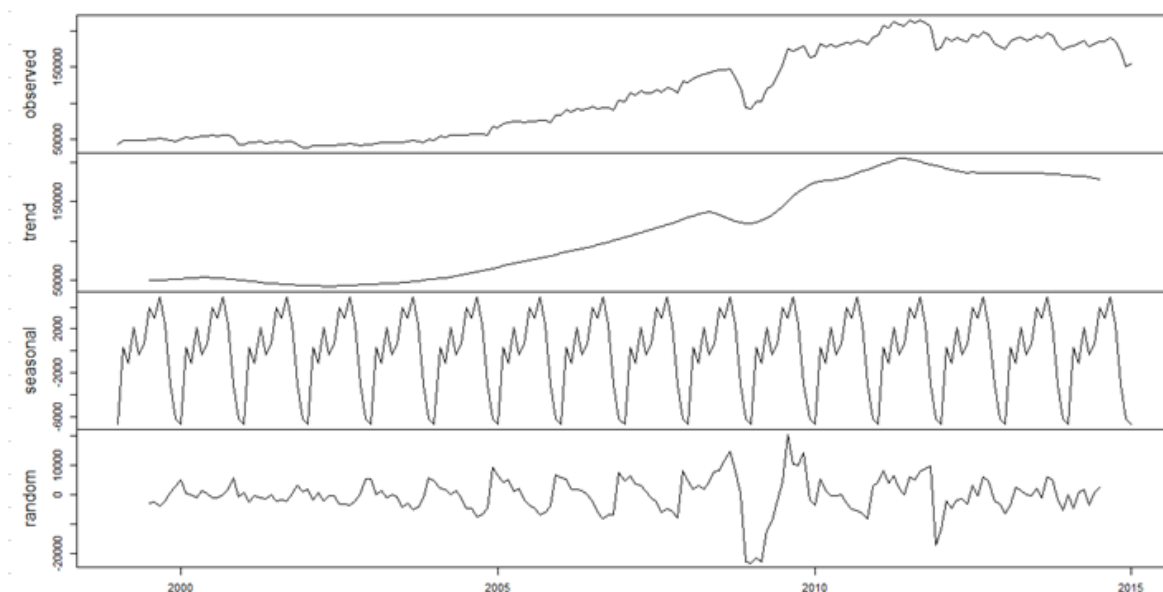


FIGURA 3 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÁVEL PIB EM TENDÊNCIA, SAZONALIDADE E COMPONENTE ALEATÓRIO

FONTE: Elaboração própria no software R a partir do IPEADATA.

Com presença de sazonalidade, para serem incluídas na regressão foi necessário fazer um ajuste sazonal. Partindo da função *decompose*, podemos estimar o componente sazonal e depois subtraí-lo da série original. O resultado do ajuste pode ser verificado nas FIGURAS 4 e 5.

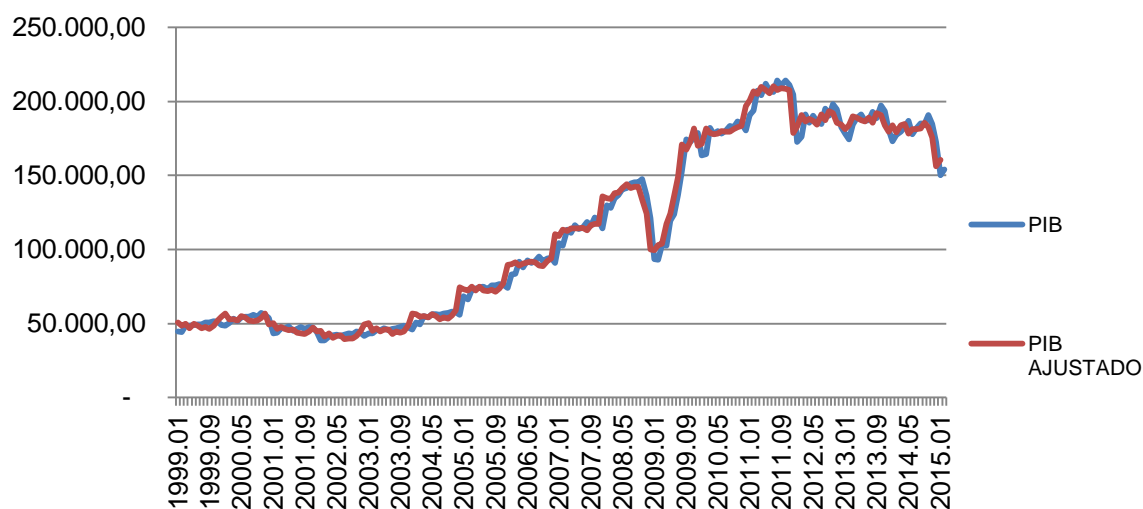


FIGURA 4 - AJUSTE SAZONAL DA VARIÁVEL PIB

FONTE: Elaboração própria a partir do Ipeadata e software R.

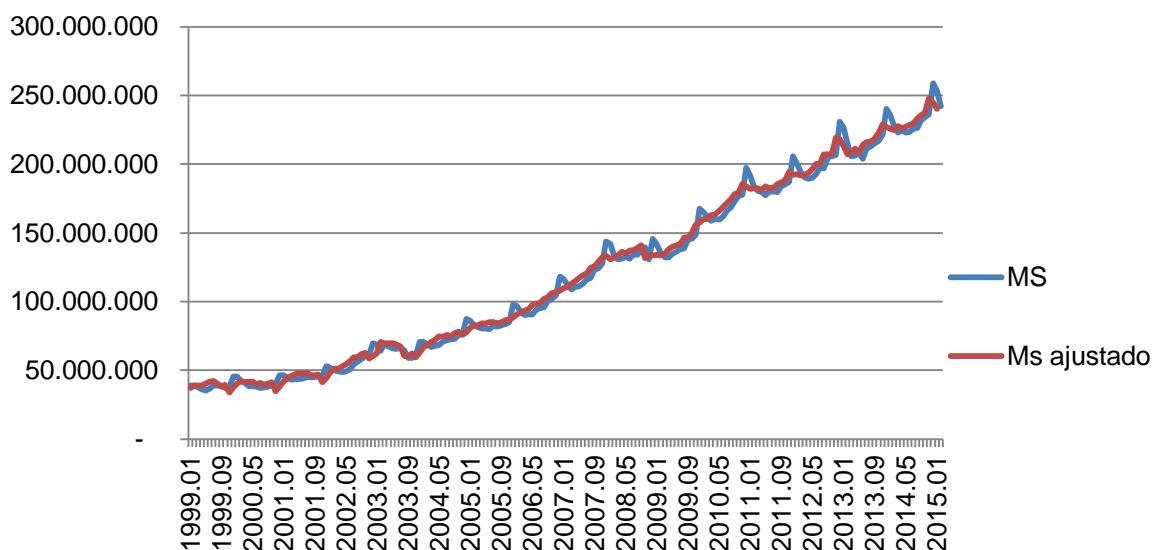


FIGURA 5 - AJUSTE SAZONAL DA VARIÁVEL OFERTA DE MOEDA

FONTE: Elaboração própria a partir do banco de dados do BCB e software R.

Depois da detecção de tendência e sazonalidade em algumas variáveis e realizados os ajustes necessários, podemos proceder com testes de estacionaridade das séries temporais.

#### 4.2.2 Testes de raiz unitária

Conforme explicitado na seção metodológica, é imprescindível para a análise que seja testada a estacionaridade das séries. Seguindo-se o procedimento usual na literatura, foi utilizado o teste de Dickey Fuller Aumentado (DFA) para identificar a presença de raiz unitária, com 12 defasagens e presença de tendência e constante. Conforme Wooldridge (2010, p. 591), para dados mensais, 12 defasagens são suficientes para correção serial. Vimos que as séries temporais em análise possuem tendência e que caminham no tempo em torno desse componente, não tendendo a zero. Desta maneira, o teste DFA apropriado para tendência, intercepto, e correlação serial se baseia na seguinte EQUAÇÃO 22.

$$\Delta Z_t = \alpha_0 + \theta Z_{t-1} + \gamma t + \alpha_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta Z_{t-p} + \alpha_t \quad (22)$$

A inclusão de tendência e constante no modelo é explicada pela equação, onde há um componente de tendência expresso por  $\gamma t$  e um intercepto  $\alpha_0$ . Estes testes foram obtidos pela biblioteca *urca* (PFAFF, 2008), que aborda diversos comandos para testes de raiz unitária e cointegração em séries temporais.



Os resultados apresentados estão na TABELA 2. Identificamos que o resultados obtidos não estão perto do valor crítico de DFA a 5% de nível de significância, portanto não podemos rejeitar  $H_0$ , há forte evidência de raiz unitária em todas as séries. Desta forma, as séries não possuem comportamento estacionário, em um modelo de tendência e com constante.

TABELA 2: RESULTADOS DO TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Variáveis	Modelo	Número Defasagens	Resultado DFA	Valor crítico DFA	Conclusão
logTC	Constante e Tendência	12	-1,6829	-3,43	Presença de raiz unitária
logPIB	Constante e Tendência	12	-1,7431	-3,43	Presença de raiz unitária
logMS	Constante e Tendência	12	-2,1365	-3,43	Presença de raiz unitária
logJUROS_EUA	Constante e Tendência	12	-2,3662	-3,43	Presença de raiz unitária
logCPI_EUA	Constante e Tendência	12	-1,2868	-3,43	Presença de raiz unitária

FONTE: Elaboração própria pelo software R

Dada presença de raiz unitária das séries, procede-se com a análise de cointegração entre as séries. Conforme visto anteriormente, se duas séries  $I(1)$  são cointegradas, então elas possuem um componente de longo prazo  $\beta$ , onde o resíduo de sua regressão é estacionário  $I(0)$ . Para este tipo de série, o modelo mais adequado é o Modelo de Correção de Erros (MCE). Logo, a partir dos resultados dos testes de cointegração, será decidido se o modelo econométrico será do tipo *difference in difference* (com séries diferenciadas) ou MCE.

#### 4.2.3 Testes de cointegração

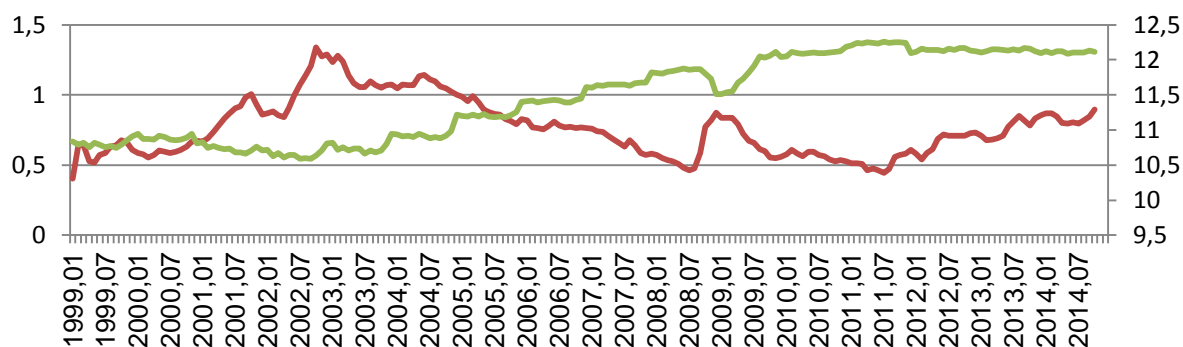
Para os testes de cointegração, aplicou-se o teste de Dickey Fuller Aumentado nos resíduos das equações de cointegração, com as variáveis duas a duas: TC versus PIB; TC versus MS; TC versus JUROS\_EUA, TC versus CPI\_EUA. Optou-se pelo teste de Dickey-Fuller com 12 defasagens para a correção da correlação serial. Conforme resultados apresentados na TABELA 3, os resultados obtidos não estão perto do valor crítico de DFA a 5% de nível de significância, não podemos rejeitar a hipótese nula de resíduo não estacionário  $I(1)$ , ou seja, as séries não são cointegradas.

TABELA 3: RESULTADOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO

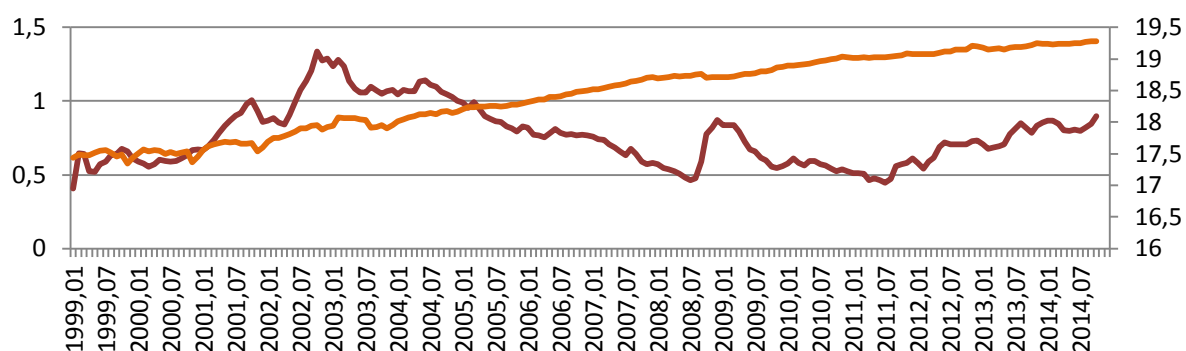
Variável dependente: logTC				
Variável Independente	Resultado DFA	Valor crítico DFA	Resultado nos resíduos	Conclusão
logPIB	-1,7905	-1.95	Resíduo não é estacionário	Séries não cointegradas
logMS	-1,6267	-1.95	Resíduo não é estacionário	Séries não cointegradas
logJUROS_EUA	-1,7016	-1.95	Resíduo não é estacionário	Séries não cointegradas
logCPI_EUA	-1,6199	-1.95	Resíduo não é estacionário	Séries não cointegradas

FONTE: Elaboração própria a partir do software R

(a) Taxa de câmbio e PIB



(b) Taxa de câmbio e Oferta de moeda



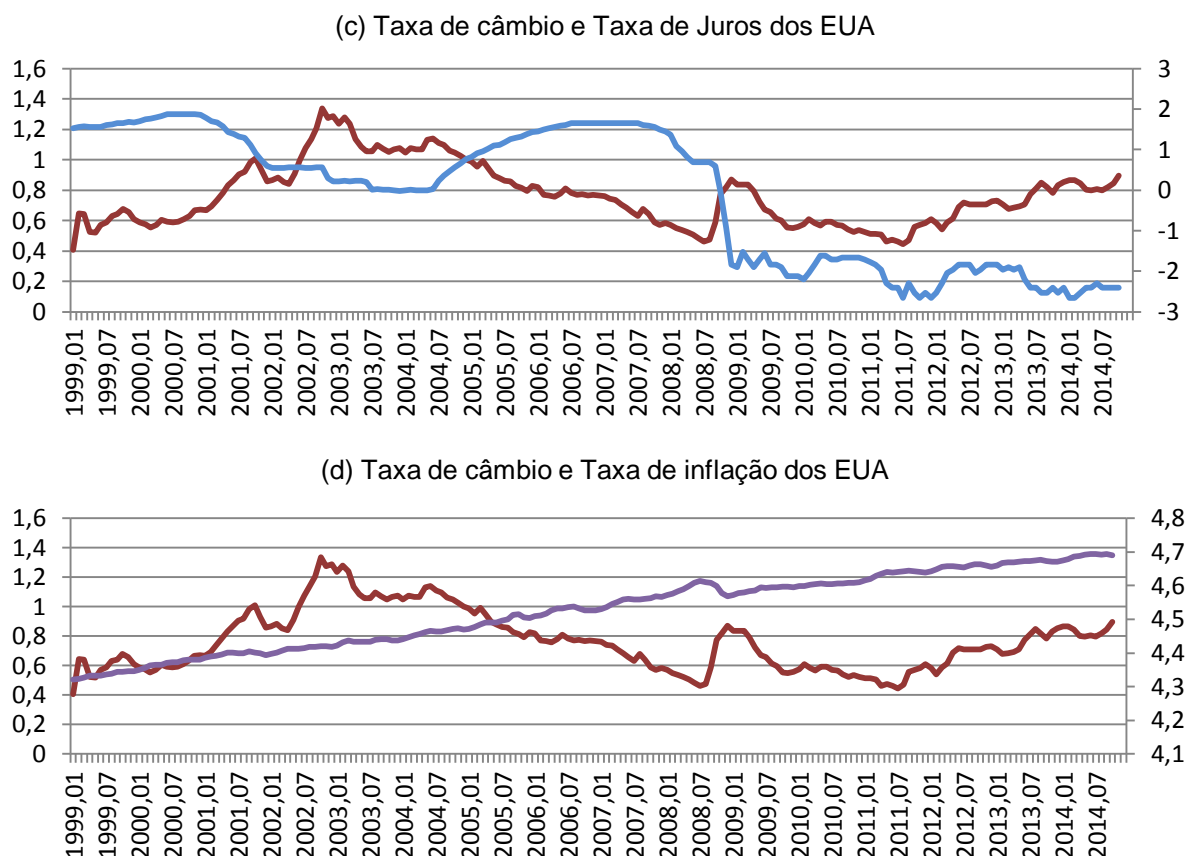


FIGURA 6 – ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

FONTE: Elaboração própria a partir do banco de dados do BCB, Ipeadata, FMI e FED

A FIGURA 6 complementa este resultado, mostrando que as séries, em uma análise visual, de fato não “caminham juntas”.

#### 4.3 MODELO ECONOMETRICO

Como as séries temporais em análise possuem raiz unitária, mas não são cointegradas, optou-se pelo Modelo de Defasagem Distribuída Infinita, em sua especificação Racional. Esta especificação relaciona a variável dependente a todos os valores atuais e passados da variável explicativa, sem impor qualquer restrição *a priori* nas defasagens. Sua forma simplificada está expressa na EQUAÇÃO 23.

$$Y_t = \alpha_0 + \gamma_0 X_t + \rho Y_{t-1} + \gamma_1 X_{t-1} + v_t \quad (23)$$

Em que  $v_t = u_t - \rho u_{t-1}$  é um processo MA(1), onde a hipótese  $|\rho| < 1$  deve ser atendida. A propensão de impacto é  $\gamma_0$  e nos mostra o efeito de um aumento

temporário em  $X$  sobre  $Y$ . Já o aumento permanente de  $Z$  em  $Y$  no longo prazo é obtido através da propensão de longo prazo, obtida através da EQUAÇÃO 24. Este é o indicador de grande interesse nesse modelo.

$$PLP = \frac{(\gamma_0 + \gamma_1)}{(1 - \rho)} \quad (24)$$

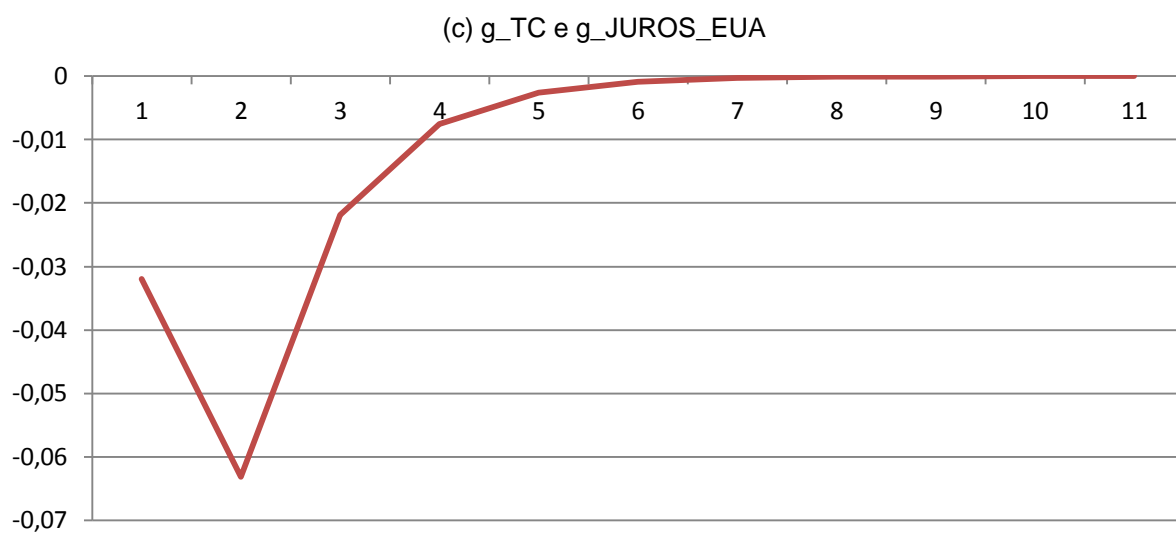
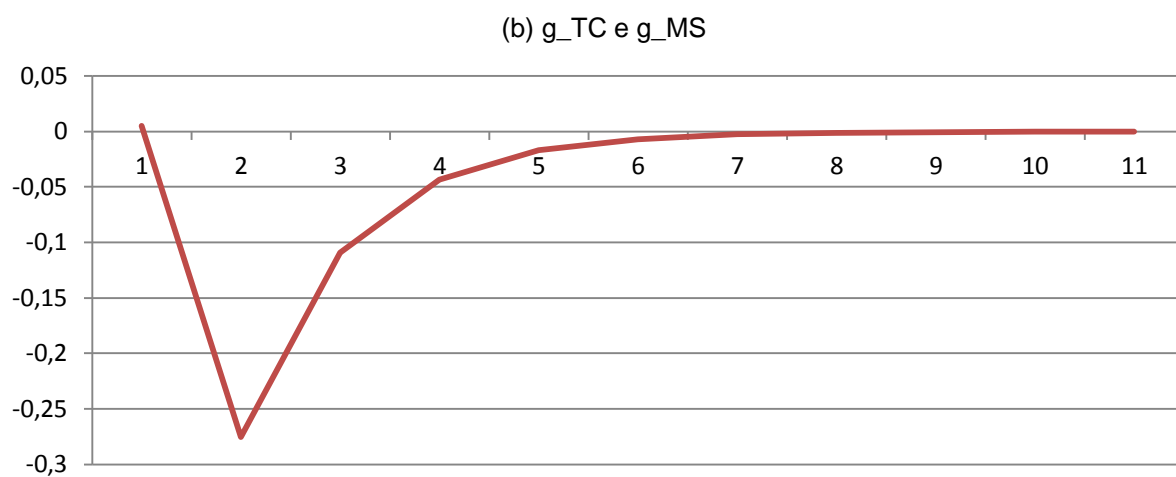
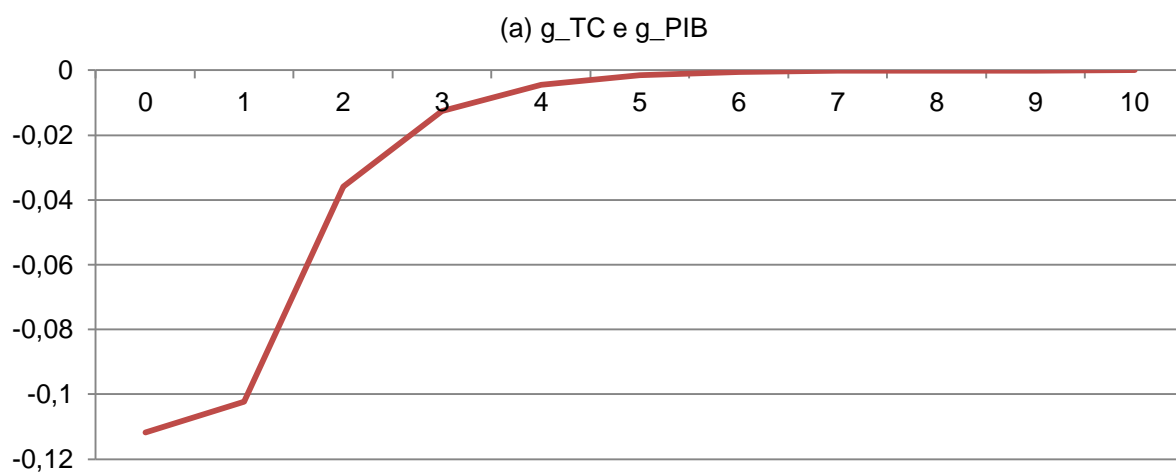
Os resultados encontrados estão sumarizados na TABELA 4, obtidos por modelos de dois em dois (bivariados), e serão analisados caso a caso, junto com os sinais reportados pela literatura, nas seções 4.3.1 a 4.3.4.

TABELA 4– RESULTADO DO MODELO DE DEFASAGEM DISTRIBUÍDA RACIONAL

Variável dependente: Taxa de câmbio g_TC		
Variável Independente	Impacto de Propensão	Propensão de Longo Prazo
g_PIB	-0,112	-0,270
g_MS	0,005	-0,468
g_JUROS_EUA	-0,032	-0,129
g_CPI_EUA	-1,483	-3,663

FONTE: Elaboração própria pelo software R.

Como esse modelo não impõe restrições às defasagens na especificação da relação entre as séries de tempo, vemos que conforme há um aumento das defasagens, o impacto das mesmas naturalmente tende a zero. Isso indica que conforme o uso de variáveis mais distantes do tempo  $t$ , o poder explicativo delas diminui. A FIGURA 7 corrobora com a análise das defasagens para (a) o efeito da variação no PIB sobre a variação na taxa de câmbio; (b) o efeito da variação na Oferta de Moeda sobre a variação na taxa de câmbio; (c) o efeito da variação na taxa de juros internacional sobre a variação na taxa de câmbio; e, por fim, (d) o efeito na inflação internacional sobre a variação na taxa de câmbio. O eixo horizontal representa o número de defasagens e o vertical os valores obtidos pelos modelos.



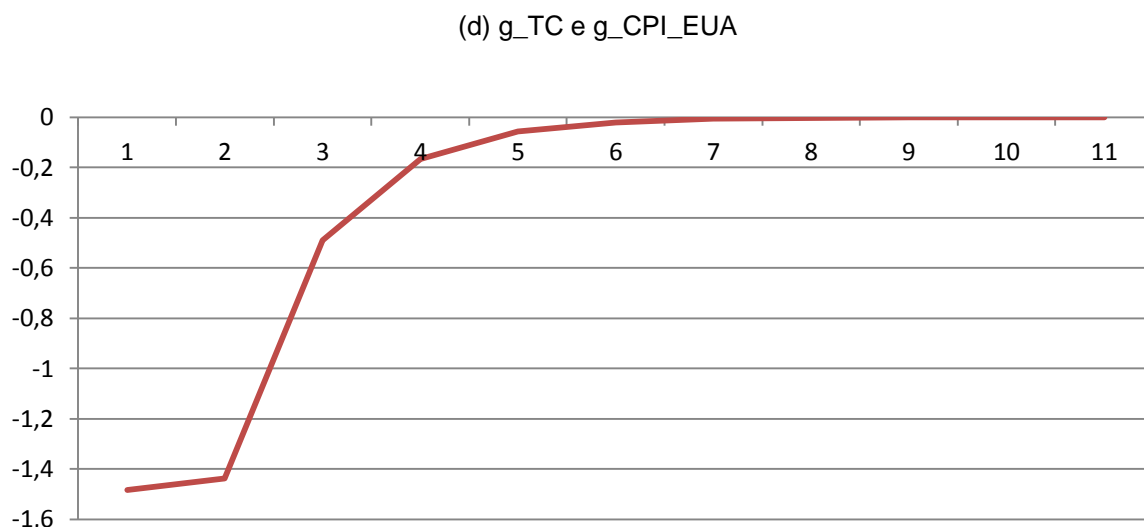


FIGURA 7 - DISTRIBUIÇÃO DAS DEFASAGENS NO MODELO DE DEFASAGEM DISTRIBUÍDA RACIONAL

FONTE: Elaboração própria a partir do software R.

Interessante notar que as defasagens utilizadas para as variáveis *PIB*, *oferta de moeda* e *taxa de inflação* não apresentaram resultados estatisticamente significativos sobre a taxa de câmbio. O que indica que essas variáveis em suas defasagens não impactam individualmente o comportamento da variação da taxa de câmbio no tempo  $t$ .

Diferentemente do que exposto acima, a estatística das defasagens para a variável taxa de juros dos Estados Unidos foi significativa a 5%. Para esse caso, dados em suas defasagens impactam o comportamento da variável no tempo  $t$ .

#### 4.3.1 A relação entre taxa de câmbio e PIB

Conforme Froyen (2009), em economias abertas, como quase todas as economias são nos dias de hoje, que usam câmbio flutuante, busca-se um equilíbrio entre mercado monetário, mercado de bens e mercado cambial.

Quando se olha para a balança de pagamentos, a taxa de câmbio se ajusta para igualar a demanda e oferta do mercado cambial. Analisando a renda de um país, em um momento de crescimento do PIB, há maior disponibilidade de moeda doméstica guiada por uma expansão monetária e conseqüentemente aumento de preços nacionais. Em um primeiro momento, maior renda, impulsiona as importações e aumento da demanda por moeda estrangeira, causando aumento da

paridade da taxa cambial, ou seja, ocorre uma depreciação da moeda local. Portanto, em busca de equilíbrio no mercado de câmbio, no longo prazo, os níveis de preços se ajustam e voltam ao patamar anterior, onde a diminuição dos preços nacionais gera uma elevação da demanda por moeda local, causando uma valorização da moeda.

Portanto, com base na EQUAÇÃO 11, o sinal esperado da variável PIB sobre a taxa de câmbio é negativo, ou seja, indica uma valorização da moeda nacional. Quando no longo prazo, esse resultado foi atingido com os testes econométricos.

A propensão de longo prazo para a variável PIB é calculada conforme expressão abaixo:

$$PLP = \frac{(\gamma_0 + \gamma_1)}{(1 - \rho)} = \frac{[(-0,1118) + (-0,0636)]}{(1 - 0,3512)} = -0,270$$

O teste apresentou resultados significativos à 5% e a propensão de longo prazo calculada pode ser interpretada como um aumento permanente de 1% no PIB diminui a paridade R\$/USD em 0,27% no longo prazo, ou seja, a moeda doméstica se valoriza. Esta relação fechada é expressa matematicamente como equação abaixo, onde os valores em parênteses representam o p-valor, o qual representa a probabilidade da estatística do teste ter valor extremo em relação ao valor observado, quando H0 é verdadeira. Em outras palavras, mostra a probabilidade do efeito observado ser por fatores aleatórios ao modelo ou por fatores que realmente estão sendo apontados.

$$\widehat{gTC}_t = -0,0033 - 0,1118gPIB_t + 0,3512gTC_{t-1} - 0,0636gPIB_{t-1}$$

(0,022)      (0,057)      (0,076)      (0,059)

#### 4.3.2 A relação entre taxa de câmbio e oferta de moeda

A relação esperada na EQUAÇÃO 11 entre oferta de moeda e taxa de câmbio é positiva. Juntamente com um aumento do PIB, a relação esperada entre as duas variáveis é de uma desvalorização cambial.

O modelo apresentou um sinal diferente do esperado, porém o resultado apresentado da PLP foi que no longo prazo um aumento de 1% na oferta da moeda implica em uma valorização da taxa cambial em 0,47%. Essa relação é expressa

conforme regressão abaixo, assim como o p-valor em parênteses. Esse resultado foi significativo estatisticamente a 10% de nível de significância, porém não é um resultado comprovado pela teoria.

Uma expansão monetária impulsiona a renda nacional, bem como as importações gerando um déficit na balança de pagamentos quando comparado às exportações. A demanda por moeda estrangeira aumenta e ações são tomadas para que a economia volte ao equilíbrio, portanto para chegar a desvalorização da moeda nacional e tentar atingir o equilíbrio novamente da balança de pagamentos. A relação encontrada é conforme regressão abaixo.

$$\widehat{gTC}_t = -0,004 - 0,0052gMS_t + 0,3959gTC_{t-1} - 0,2777gMS_{t-1}$$

$$(0,033) \quad (0,082) \quad (0,073) \quad (0,082)$$

$$PLP = \frac{(\gamma_0 + \gamma_1)}{(1 - \rho)} = \frac{[(-0,0052) + (-0,2777)]}{(1 - 0,3959)} = -0,468$$

#### 4.3.3 A relação entre taxa de câmbio e juros internacionais

Quando se fala de taxa de câmbio e taxa de juros, podemos associar a teoria da paridade descoberta dos juros conforme exposto na seção 2. A relação teórica esperada é que com aumento da taxa de juros internacional, a demanda por ativos estrangeiros e moeda estrangeira aumenta, mostra a saída de capitais estrangeiro do país nacional e uma demanda maior por dólares, o que desvaloriza a taxa de câmbio R\$/USD.

A propensão marginal de longo prazo neste caso indica que o aumento de 1% na taxa de juros internacional diminui a taxa de câmbio em 0,13%. A relação teórica das variáveis taxa de juros internacional e taxa de câmbio é diferente do que apresentado na literatura, espera-se que o aumento da taxa de juros internacional aumente a taxa cambial. Taxa de juros elevadas incentivam a entrada de capital estrangeiro, pois os investidores buscarão um país onde há maiores retornos aos seus investimentos. Olhando os dois países, Brasil e Estados Unidos, quando há um aumento da taxa de juros nos Estados Unidos, aumenta a entrada líquida de capitais em busca de melhores retornos, e no Brasil ocorre fuga de capitais estrangeiros,



aumento de demanda por dólares e, conseqüentemente, um aumento da paridade, desvalorizando a taxa cambial R\$/USD.

Conforme Cuiabano (2006), não há evidências da teoria da paridade de juros descobertas para o Brasil, a crença presente na literatura é que esse aumento de taxa de juros não significa maiores retornos aos investidores e que não é um movimento rápido. Portanto, com o resultado obtido, a única evidencia retirada do teste é que no Brasil não há fortes evidências de presença da paridade descoberta de juros. Abaixo a expressão desta relação.

$$\widehat{gTC}_t = -0,0005 - 0,032gJUROS\_EUA_t + 0,3466gTC_{t-1} - 0,052gJUROS\_EUA_{t-1}$$

(0,002)      (0,021)                      (0,074)                      (0,021)

$$PLP = \frac{(\gamma_0 + \gamma_1)}{(1 - \rho)} = \frac{[(-0,032) + (-0,052)]}{(1 - 0,3466)} = -0,129$$

#### 4.3.4 A relação entre taxa de câmbio e inflação internacional

A teoria que remonta a relações com níveis de preço é a de paridade de poder de compra, onde variações dos preços de bens são ajustadas pela variação da taxa cambial.

Esse foi o modelo mais significativo dos modelos, onde nos mostra que a taxa de câmbio sofre um impacto de 3,66% com um aumento percentual na taxa de inflação internacional. O sinal da relação esperada dessas duas variáveis no modelo teórico é negativo e comprovado estatisticamente pelo teste econométrico.

Um aumento nos preços internacionais faz com que os produtos estrangeiros fiquem mais caros, portanto os produtos nacionais ficam mais vantajosos quando comparados. Neste sentido impulsiona as exportações e maior demanda por moeda local. Gera um superávit da balança comercial, o que leva a uma valorização cambial. Neste caso, podemos identificar a presença da paridade de poder de compra, pois os fluxos cambiais quando os preços são analisados acontecem conforme apresentado na teoria. Relação expressa pela equação abaixo:

$$\widehat{gTC}_t = -0,0067 - 1,4827gCPI\_EUA_t + 0,3406gTC_{t-1} - 0,9328gCPI\_EUA_{t-1}$$

(0,003)      (0,821)                      (0,076)                      (0,830)

$$PLP = \frac{(\gamma_0 + \gamma_1)}{(1 - \rho)} = \frac{[(-1,4827) + (-0,9328)]}{(1 - 0,3406)} = -3,663$$

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A taxa de câmbio é um dos temas mais discutidos da economia e ainda não há trabalhos conclusivos sobre seu comportamento e determinantes. Muitos trabalhos são feitos quanto a sua previsão, que ajudam a explicar e identificar parte de seus componentes. Neste trabalho foram retomadas algumas teorias principais sobre determinação de taxa de câmbio, para identificar teoricamente as variáveis macroeconômicas que a impactam. Utilizou-se modelos bivariados de séries temporais para identificar o impacto das variáveis macroeconômicas como PIB, oferta de moeda, taxa de juros internacional e taxa de inflação internacional sobre a paridade R\$/USD.

Para tanto, procedeu-se com testes rigorosos para a modelagem de séries temporais, com uma análise pré-modelagem que levasse à escolha do modelo bivariado mais apropriado (detecção de tendência, sazonalidade, raiz unitária e cointegração). Desta forma, acredita-se que este trabalho contribui para a literatura aplicada de modelagem da função câmbio, conforme definido por Cagan (1956). A relação teórica esperada foi comprovada pelo modelo para as variáveis *PIB* e *taxa de inflação internacional*, ambas obtiveram uma propensão de longo prazo (PLP) negativa, o que mostra que um aumento do PIB doméstico e um aumento na inflação dos Estados Unidos gera uma diminuição da taxa de câmbio, ou seja, valoriza-a no longo prazo.

Analisando-se os mecanismos econômicos revelados pelos resultados deste trabalho, temos que, para o caso brasileiro, um aumento no PIB impulsiona a demanda por reais, levando ao aumento das importações. Isso no primeiro momento gera uma demanda a mais por dólares e desvaloriza nossa moeda local. Porém quando se olha no longo prazo, o ponto de equilíbrio do mercado cambial volta ao

patamar anterior, diminui preços domésticos e valoriza novamente a moeda real frente ao dólar. Tratando-se de alteração na taxa de inflação dos Estados Unidos, a teoria de paridade de compra é confirmada pelos testes, onde um aumento de preços no país faz com que os produtos brasileiros fiquem mais vantajosos, aumenta nossas exportações, levando a um superávit quando comparado com as importações, e valoriza a moeda local.

Por sua vez, as variáveis *oferta de moeda doméstica* e *taxa de juros internacional* não apresentaram resultados significativos quando comparado com a teoria e a função de câmbio proposta por Cagan (1956). Um aumento de oferta de moeda doméstica faz com que a disponibilidade moeda doméstica aumente, impulsionando o crescimento da renda. Com isso as importações aumentam, ao contrário das exportações, aumentando a demanda por dólares, o que desvaloriza a paridade real e dólar. O resultado encontrado na modelagem foi de valorização da taxa de câmbio no longo prazo.

Quanto aos juros dos Estados Unidos, quando se fala em teoria da paridade descoberta dos juros, traz a percepção que investidores buscam melhores taxas para obter maiores rendimentos, alterando os fluxos cambiais entre os países. Porém para o Brasil os modelos não confirmaram essa ligação e também não foi significativo quanto ao impacto sobre taxa de câmbio.

Encontrou-se relação entre taxa de câmbio e variáveis macroeconômicas, como taxa de juros internacional, preços internacionais, PIB e oferta de moeda local. Sabemos que essa relação é mais complexa, onde muitas variáveis podem impactar a taxa de câmbio como um todo. Além disso, existem modelos econométricos mais avançados, como por exemplo do tipo VAR, que retratam melhor a dinâmica da variável taxa de câmbio em um cenário multivariado, porém o objetivo deste trabalho foi realmente apenas testar a sensibilidade da taxa de câmbio R\$/USD frente às variáveis macroeconômicas. O modelo utilizado foi suficiente para esse objetivo, mas se faz necessário estudo mais aprofundado sobre mais variáveis a incluir na regressão e o uso de uma melhor modelagem econométrica.

## REFERÊNCIAS

ALBUQUERQUE, Christiane Rocha. **Taxas de câmbio e Inflação no Brasil: um estudo econométrico**. Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2005. Disponível em [http://www.lume.ufrgs.br/handle/10183/6963?locale=pt\\_BR](http://www.lume.ufrgs.br/handle/10183/6963?locale=pt_BR). Acesso em: 23/04/2015.

BAUMANN, R., CANUTO, O., GONÇALVES, R., **Economia Internacional: Teoria e Experiência Brasileira**. Rio de Janeiro, Editora Campus, 2004.

BRAGA, AILTON. **Determinantes da taxa de câmbio real, Teoria e Evidências empíricas: uma aplicação para o Brasil**. XXXI Encontro Nacional de Economia, ANPEC, 2003. Disponível em: <http://econpapers.repec.org/paper/anpen2003/c50.htm>. Acesso em: 23/04/2015.

CAGAN, P. **The monetary dynamics of hyperinflation**. In Friedman, M. Studies in the quantity theory of Money. The University of Chicago, 1956.

CASTRO, PAULO CASTOR DE. **Opções sobre o dólar comercial e Expectativas a respeito do comportamento da taxa de câmbio**. Trabalhos de Discussão nº 39, Banco Central do Brasil, 2002.

CUIABANO, SIMONE MACIEL. **Determinação da taxa de câmbio: aplicação do modelo de cagan para o Brasil**. Dissertação de Pós-Graduação, Universidade Católica de Brasília, 2007. Disponível em: [http://www.bdt.d.ucb.br/tede/tde\\_arquivos/2/TDE-2007-10-29T114940Z-519/Publico/Dissertacao\\_SIMONE%20MC.pdf](http://www.bdt.d.ucb.br/tede/tde_arquivos/2/TDE-2007-10-29T114940Z-519/Publico/Dissertacao_SIMONE%20MC.pdf) Acesso em: 21/03/2015.

ENGLE, R.; GRANGER, C. **Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing**. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251–76, 1987.

FROYEN, RICHARD T., **Macroeconomia - Teorias e Aplicações**, 2ª edição, 2009.

GRANGER, C.W.J; NEWBOLD, P. **Spurious regressions in econometrics**. *Journal of Econometrics*, v.2, nº 2, p.111-120, 1974.

GUJARATI, DAMODAR; PORTER, DAWN. **Econometria Básica**, 5ª edição, AMGH Editora, 2012.

KRUGMAN, P; & OBSTFELD, M. **Economia Internacional Teoria e Política**. 6a edição, Editora Pearson, 2005

MICHENER, RON. **Notes on logarithms**. Review University of Virginia, January 2003. Disponível em: <http://people.virginia.edu/~rwm3n/pdf/Notes%20on%20logarithms.pdf> Acesso em: 19/06/2015.

PERDOMO, JUAN PEDRO JENSEN. **Messe-Rogoff revisitados: uma análise empírica das projeções para taxa de câmbio no Brasil**. Tese de doutorado, IPE-USDP, 2007. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2007/artigos/A07A038.pdf> Acesso em: 28/02/2015.

PTFAFF, BERNHARD. **Unit root and cointegration tests for time series data**. Disponível em: <http://cran.r-project.org/web/packages/urca/urca.pdf>. Acesso em 26/05/2015.

PF AFF, B. **Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R**. 2 ed. New York: Springer, 2008.

R FOUNDATION FOR STATISTICAL COMPUTING, **A language and environment for statistical computing**. Vienna, 2015. Disponível em: [http://web.mit.edu/r\\_v3.0.1/fullrefman.pdf](http://web.mit.edu/r_v3.0.1/fullrefman.pdf). Acesso em: 15/06/2015.

RESENDE, MARCO FLAVIO DA CUNHA. **Determinantes da taxa de câmbio real no Brasil: 1971-2002**. Texto para discussão nº 252, UFMG/Cedeplar, 2005. Disponível em: <http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/td/TD%20252.pdf>. Acesso em: 21/04/2015.

ROSSI, JOSÉ M. **O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio: testes para o Brasil**. Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1995.

SARTORIS, ALEXANDRE. **Estatística e introdução à econometria**. 2ª edição, Editora Saraiva, 2010.

SALVATORE, DOMINICK. **Economia Internacional**. 6ª edição, Rio de Janeiro, Editora LTC – Livros Técnicos e Científicos Editora S.A., 1998.

TRAPLETTI, ADRIAN. **Time Series Analysis and Computational Finance**. Disponível em: <http://cran.r-project.org/web/packages/tseries/tseries.pdf>. Acesso em 25/05/2015.

WOOLDRIDGE, JEFFREY M., **Introdução à Econometria**: uma abordagem moderna, 4ª edição, Editora Cengage Learning, 2011.

## ANEXO